N° 11F0019M au catalogue — N° 334
ISSN 1205-9161
ISBN 978-1-100-97167-4

Document de recherche

Direction des études analytiques : documents de recherche

L'incidence à long terme sur le revenu des études postsecondaires après la perte d'un emploi

par Marc Frenette, Richard Upward, et Peter W. Wright

Division de l'analyse sociale
24-I, Immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture
Ottawa, Ontario K1A 0T6

Téléphone: 1-800-263-1136

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

L'incidence à long terme sur le revenu des études postsecondaires après la perte d'un emploi

par Marc Frenette, Richard Upward, et Peter W. Wright

11F0019M – N° 334
ISSN 1205-9153
ISBN 978-1-100-97167-4

Statistique Canada
Division de l'analyse sociale
24-I, Immeuble R.-H.-Coats, 100 promenade Tunney's Pasture, Ottawa K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1-800-263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.gc.ca

Mars 2011

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2011

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue de préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

The English version of this publication is available (catalogue no. 11F0019M, no. 334).

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées dans le site www.statcan.gc.ca sous « Notre organisme » cliquez sur À propos de nous > Notre organisme > et sélectionnez « Offrir des services aux Canadiens ».

Études analytiques
Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires, critiques et suggestions. La liste des titres figure à la fin du document.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Ces documents peuvent être téléchargés à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.gc.ca.

Comité de révision des publications
Études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24^{e} étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0^{s}	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
^{p}	provisoire
^{r}	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
^{E}	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier de leurs excellents commentaires David Gray et René Morissette, de même que les participants à la conférence du Réseau canadien de chercheurs dans le domaine du marché du travail et des compétences (RCCMTC) qui s'est déroulée à Québec en mai 2010, et les participants à la Conférence socioéconomique de Statistique Canada qui a eu lieu à Gatineau en avril 2010.

Table des matières

Résumé **6**

Sommaire de gestion **7**

1 Introduction **8**

2 Revue de la littérature **9**

3 Description des données **11**

4 Méthodes **13**

4.1 Incidence de la formation sur le revenu 13

4.2 Incidence du déplacement sur le fait de faire des études 15

5 Résultats **16**

5.1 Incidence de la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire sur le revenu 16

5.2 Incidence du déplacement sur la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire 21

6 Conclusion **26**

Annexe **28**

Bibliographie **33**

Résumé

L'incidence à long terme sur le revenu de la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire après la perte d'un emploi est estimée à partir d'une importante base de données administratives longitudinales sur les travailleurs canadiens et à l'aide d'un modèle de la différence des différences. Il semble ressortir des résultats obtenus que, au cours de la période allant de cinq ans avant la perte de l'emploi à neuf ans après celle-ci, les travailleurs ayant fait des études postsecondaires peu après leur déplacement ont vu leur revenu augmenter de près de 7 000 $ de plus que les autres travailleurs déplacés. On observe des gains significatifs, selon le sexe, l'âge, l'état matrimonial et le fait d'être syndiqué ou non, les hommes âgés de 35 à 44 ans constituant l'exception. Mais malgré les avantages liés à la scolarité, on constate que le déplacement n'est associé qu'à une hausse modeste de la fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire, et ce, pour tous les groupes examinés.

Sommaire de gestion

Entre octobre 2008 et octobre 2009, on a enregistré la perte d'environ 500 000 emplois rémunérés sur le marché du travail canadien. Cela a eu pour effet de raviver l'intérêt à l'égard du sort des travailleurs déplacés. Il existe plusieurs études concluantes à propos des répercussions de la perte d'un emploi sur le revenu, mais on connaît moins les facteurs pouvant contribuer à atténuer la perte de revenu. La présente étude porte sur l'un de ces facteurs, soit le fait de suivre une formation dans un établissement d'enseignement postsecondaire.

Les travaux consacrés à l'incidence sur le revenu de la formation à la suite de la perte d'un emploi concluaient généralement que la formation n'entraîne pas de hausse de revenu. Il y a au moins deux raisons pouvant expliquer cette conclusion. D'abord, les études évaluent généralement le revenu sur une courte période de suivi, de sorte que certains avantages à plus long terme engendrés par la formation pourraient ne pas être observés. Ensuite, ces études mettent l'accent sur la formation à court terme offerte par l'administration américaine (en dehors d'un milieu d'enseignement régulier); cette formation vise en général des personnes adultes « défavorisées », en particulier les personnes peu qualifiées et qui traversent de longues périodes de chômage. Par contre, lorsque les auteurs utilisent une approche différente (Jacobson, LaLonde et Sullivan, 2005*a* et 2005*b*), le rendement estimatif associé à une année d'études collégiales est marqué, et il ressort de leurs travaux qu'il faut un certain temps avant que les avantages découlant de la formation se concrétisent.

La présente étude fournit pour la première fois des données à grande échelle et à long terme sur la fréquence et l'efficacité du recyclage chez les travailleurs déplacés au Canada, à partir du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO) — qui constitue en fait une base de données administratives représentant 10 % des travailleurs canadiens et permettant d'identifier les travailleurs déplacés et de déterminer la fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire. Le FDLMO donne la possibilité de faire un suivi longitudinal des travailleurs au cours d'une période allant de cinq ans avant le déplacement à neuf ans après ce dernier, de sorte qu'il est possible d'analyser l'incidence que peut avoir sur le revenu le fait de suivre une formation à la suite d'un déplacement ainsi que la relation entre déplacement et formation postsecondaire.

Selon les résultats de l'étude, à l'intérieur de la période débutant cinq ans avant le moment de la perte d'emploi et se terminant neuf ans après ce moment, les travailleurs ayant entamé des études postsecondaires peu après le déplacement (au cours de l'année civile suivante) ont gagné un revenu qui était de près de 7 000 $ plus élevé que celui des autres travailleurs déplacés. On observe des gains significatifs selon le sexe, l'âge, l'état matrimonial et le fait d'être syndiqué ou non, les hommes âgés de 35 à 44 ans constituant l'exception. Mais malgré les avantages qui semblent être liés à la scolarité, on constate que le déplacement n'est associé qu'à une hausse modeste de la fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire (environ 1 point de pourcentage, le pourcentage de base étant d'environ 10 %), et ce, pour tous les groupes examinés.

En conclusion, l'étude donne à penser que le fait d'étudier peut apporter des avantages importants aux travailleurs déplacés. La grande question est de savoir si l'on peut considérer qu'il y a un lien causal entre les écarts de revenu mis en lumière et les études ou si l'évolution différente du revenu entre le groupe de traitement et le groupe témoin est attribuable à une sélection non aléatoire en ce qui touche les études postsecondaires. Des analyses plus poussées devraient permettre de distinguer les tendances relatives au revenu au niveau des travailleurs, car les travailleurs qui décident de suivre une formation après un déplacement peuvent avoir un profil différent en ce qui touche l'augmentation de leur revenu avant le déplacement.

1 Introduction

Le ralentissement économique survenu en 2008 et en 2009 a donné lieu à des pertes massives d'emplois dans la plupart des pays industrialisés. Au canada, la perte nette d'emplois rémunérés entre octobre 2008 et octobre 2009 a presque atteint les 500 000 d'après l'Enquête sur la population active (EPA)[1]. Cela représente environ 3 % de la main-d'œuvre rémunérée. Ce ralentissement a eu pour effet de raviver l'intérêt à l'égard du sort des travailleurs déplacés. Il existe une abondante littérature qui documente les résultats négatifs subis par les travailleurs déplacés à la suite de mises à pied ou de fermetures d'usines (par exemple, Jacobson, LaLonde et Sullivan, 1993; Morissette, Zhang, et Frenette, 2007; Hijzen, Upward et Wright, 2010).

Différents choix s'offrent aux personnes qui perdent leur emploi. D'abord, elles peuvent chercher un nouvel emploi. On sait toutefois peu de chose sur l'efficacité de la recherche d'emploi au chapitre du réemploi, quoique de Raaf, Dowie et Vincent (2009) procèdent à une expérience sociale afin d'étudier cette question. Une autre solution consiste à créer son propre emploi, c'est-à-dire à devenir travailleur autonome. Les travaux sur le sujet montrent généralement que certains travailleurs sont « poussés » à devenir travailleurs autonomes (Moore et Mueller, 2002). Ou encore, un ménage devant composer avec un déplacement peut rajuster son offre de main-d'œuvre. Morissette et Ostrovsky (2008) observent que, chez les couples dont le mari est déplacé à la suite d'une mise à pied ou d'une fermeture d'usine, l'augmentation du revenu de l'épouse cinq ans après la perte de l'emploi est égale à 22 % de la perte de revenu du mari déplacé. Ensuite, les travailleurs déplacés — en particulier ceux des groupes plus âgés — peuvent se retirer de la population active (Schirle, 2009). Enfin, ils peuvent réinvestir dans leur capital humain. C'est cette dernière solution qui constitue l'objet de la présente étude.

À partir du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO), vaste base de données administratives représentant 10 % des travailleurs canadiens, l'incidence à long terme de la formation après déplacement sur le revenu est étudiée. On entend ici par formation après déplacement le fait de fréquenter un établissement d'enseignement postsecondaire peu après le déplacement. Les données couvrent les travailleurs pendant une période pouvant atteindre neuf ans après le déplacement et — pour fins de comparaison — pendant les cinq années précédant le déplacement. La stratégie d'estimation consiste à tirer parti de la nature longitudinale des données en appliquant une approche de la différence des différences simple.

Également, l'incidence du déplacement sur la fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire est estimée à l'aide d'une approche en deux volets. D'abord, un modèle de la différence des différences est estimé, tout comme dans le cas du revenu. Cependant, du fait des limites associées aux données, la période de référence de l'analyse est un peu plus courte que celle pour le revenu. Plus précisément, la période de suivi des travailleurs va de quatre ans avant le déplacement éventuel à quatre ans après. De manière à prendre en compte la sélectivité possible au niveau des travailleurs licenciés par les entreprises, l'étude se concentre sur les travailleurs déplacés lors de mises à pied massives et de fermetures d'usines, de tels événements étant plus susceptibles d'être entraînés par une baisse de la demande de produits sur le marché que par la productivité des travailleurs concernés.

Il ressort des résultats que, au cours de la période allant de cinq ans avant la perte d'emploi à neuf ans après, les travailleurs ayant fait des études et suivi de la formation après avoir perdu leur emploi ont vu leur revenu augmenter de près de 7 000 $ de plus que les autres travailleurs déplacés. On observe des gains significatifs selon le sexe, l'âge, l'état matrimonial et le fait d'être syndiqué ou non, les hommes âgés de 35 à 44 ans constituant l'exception. Mais malgré les

1. Statistique Canada, CANSIM, tableau 282-0011.

avantages liés à la scolarité, on constate que le déplacement n'est associé qu'à une hausse modeste de la fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire, et ce, pour tous les groupes examinés.

On trouvera à la section 2 une revue de la littérature consacrée à l'incidence de la formation sur le revenu. Les données sont décrites à la section 3, l'approche économétrique utilisée est exposée à la section 4, et les résultats sont présentés à la section 5. La section 6 est la conclusion.

2 Revue de la littérature

On compte de nombreuses études qui montrent que les travailleurs déplacés essuient une importante perte de revenu à la suite de la perte de leur emploi. Depuis la publication des travaux de Jacobson et de ses collaborateurs (1993), des études de recherche menées dans plusieurs pays ont fait appel à de vastes bases de données administratives afin de faire le suivi de travailleurs déplacés et non déplacés sur des périodes relativement longues. Par exemple, Huttunen, Moen et Salvanes (2006), Eliason et Storrie (2006), Ichino, Schwerdt, Winter-Ebmer et Zweimüller (2007), Morissette et ses collaborateurs (2007) ainsi que Hijzen et ses collaborateurs (2010) produisent des estimations pour la Finlande, la Suède, l'Autriche, le Canada et le Royaume-Uni, respectivement. Ces études visent à jumeler des travailleurs déplacés et des travailleurs non déplacés comparables selon leurs caractéristiques observables, des approches de la différence des différences servant à neutraliser les éventuelles différences non observables.

Ces travaux ont mis en lumière un certain nombre de faits stylisés, dont le principal est que les pertes de revenu sont importantes et durables. Ces pertes sont particulièrement marquées dans le cas des travailleurs plus âgés et de ceux qui occupent leur emploi depuis plus longtemps. Cela dit, la source de la perte de revenu varie d'un pays à l'autre. Aux États-Unis, des pertes de revenu importantes persistent même lorsque les travailleurs recommencent à travailler, étant donné qu'ils seront prêts à accepter un salaire plus bas pour obtenir un nouvel emploi. En Europe, les pertes de revenu sont attribuables en premier lieu aux périodes de chômage, car les salaires des travailleurs déplacés qui retrouvent un emploi sont en moyenne à peine inférieurs à ceux que ces travailleurs touchaient avant le déplacement.

Plus rares sont les études traitant des facteurs qui aident les travailleurs à composer avec un déplacement et sur les possibilités offertes par les programmes de formation aux fins de limiter les pertes de revenu. À la suite d'une enquête détaillée sur les programmes d'emploi et de formation du gouvernement des États-Unis, Heckman, LaLonde et Smith (1999, p. 1868) concluent que, « pour la plupart des groupes de participants, les avantages engendrés sont modestes, et même que, dans les pires des cas, la participation à ces programmes peut être préjudiciable. » (traduction). Cependant, ainsi que le font remarquer ces auteurs, les programmes de formation en question visent habituellement les adultes « défavorisés », en particulier ceux qui sont peu qualifiés et qui traversent de longues périodes de chômage. Or, la littérature spécialisée montre que les travailleurs déplacés présentent des caractéristiques sensiblement différentes de celles des chômeurs et des travailleurs défavorisés considérés en général (Jacobson, LaLonde et Sullivan, 2005*a*). Les travailleurs déplacés tendent à être plus âgés et à posséder beaucoup d'expérience professionnelle, même s'il se peut que leurs compétences soient particulières à une entreprise ou à une industrie donnée. Ces travailleurs peuvent aussi ne pas trop savoir comment chercher un emploi, surtout s'ils avaient eu un emploi pendant une longue période avant leur déplacement.

À peu près tout ce que l'on connaît de l'efficacité des programmes de formation par rapport aux travailleurs déplacés repose sur des données relatives aux États-Unis. Selon différentes études américaines menées dans les années 1980 et 1990, les travailleurs déplacés tirent profit des services d'aide à la recherche d'emploi, tandis que les avantages additionnels rattachés à la

formation sont négligeables. Par exemple, Leigh (1994) fait la synthèse des données rattachées à quatre programmes parrainés par le gouvernement qui visent les travailleurs déplacés aux États-Unis, et il ne peut trouver aucun élément démontrant que la formation professionnelle en classe apporte quelque avantage additionnel que ce soit. Pour leur part, Decker et Corson (1995) ont évalué le Trade Adjustment Assistance Program et n'ont rien observé qui indiquerait que la formation a une incidence positive sur le revenu des personnes qui suivent une formation, du moins au cours des trois années suivant leur demande initiale de prestations d'assurance-chômage.

Dar et Gill (1998) résument les études portant sur 11 programmes de recyclage différents à l'intention des travailleurs déplacés (aux États-Unis, en Suède, en Australie, au Canada, au Danemark et en France). Ils concluent que le recyclage est en général beaucoup plus onéreux que les services d'aide à la recherche d'emploi sans pour autant donner toujours de meilleurs résultats. Précisons toutefois que les études examinées par ces auteurs ne pouvaient fournir d'estimations des effets à plus long terme, car aucune n'était longitudinale. Dar et Gill concluent que l'on manque de données rigoureuses au sujet du coût et de l'efficacité des programmes de recyclage à l'intention des travailleurs déplacés.

Dans une étude américaine récente de Heinrich, Mueser et Troske (2008), les Adult and Dislocated Worker Programs font l'objet d'une évaluation à partir de données provenant de 12 États et portant sur près de 160 000 participants. Les auteurs constatent que les bénéficiaires des services de formation qui n'étaient pas des travailleurs déplacés avaient au départ un revenu plus bas que les personnes ne participant pas aux programmes, mais que leur revenu rattrapait celui de ces derniers à l'intérieur de 10 trimestres et enregistrait en fin de compte des gains totaux notables. Il demeure que les travailleurs déplacés tirent beaucoup moins d'avantages de la formation que les travailleurs non déplacés.

Il y a plusieurs raisons pouvant expliquer pourquoi ces études concluent que les programmes parrainés par le gouvernement ne donnent lieu qu'à une faible augmentation du revenu, voire à aucune augmentation du tout. D'abord, les études menées sont habituellement à court terme; dans bien des cas, on évalue les résultats obtenus dans les six mois suivant la fin du programme. Si la formation accroît la capacité d'avancement professionnel d'un travailleur (par opposition à une simple hausse du salaire de départ dans le cadre du premier emploi occupé à la suite du déplacement), il faut considérer un horizon plus long afin de pouvoir observer les avantages obtenus. Ensuite, il arrivera souvent que la formation soit axée sur des emplois bien précis, ou qu'elle ait au contraire une portée très générale (par exemple, les connaissances pratiques élémentaires), par opposition à la formation plus équilibrée qui est normalement dispensée dans le cadre de programmes d'enseignement régulier. Également, des personnes seront souvent choisies pour participer à des programmes de formation parrainés par le gouvernement en fonction de leurs caractéristiques particulières. Outre les difficultés que cela peut généralement entraîner sur le plan de l'identification, cette situation peut donner lieu à une stigmatisation liée à la participation aux programmes en question. Enfin, il faut préciser que certaines des études plus anciennes mentionnées constituent des projets témoins, et qu'elles portent donc sur des échantillons de petite taille. Jacobson, LaLonde et Sullivan (2005*a*) indiquent qu'il est souvent difficile de mesurer avec précision les effets des programmes à partir de telles données.

Dans leurs travaux, Jacobson, LaLonde et Sullivan (2005*a*; 2005*b*) couplent des dossiers administratifs sur le revenu avec des relevés de notes de collèges communautaires au regard des travailleurs ayant perdu leur emploi au début des années 1990 dans l'État de Washington et dans la ville de Pittsburgh. Selon leurs estimations, le taux de rendement associé à une année d'études dans un tel collège est d'environ 9 % pour les hommes et de quelque 13 % pour les femmes. Ces estimations sont nettement plus proches du taux de rendement habituel associé à une année de scolarité selon les études plus générales portant sur le rendement des études, et elles donnent à

penser qu'une formation plus rigoureuse au niveau collégial dans le cadre d'un programme public pourrait se révéler efficace. Jacobson, LaLonde et Sullivan montrent également qu'il faut du temps avant que les avantages de la formation se concrétisent — il peut en fait arriver que le revenu des membres du groupe de traitement soit plus bas peu après l'achèvement de la formation collégiale mais qu'il augmente lors des années subséquentes.

La présente étude fournit pour la première fois des données à grande échelle et à long terme sur la fréquence et l'efficacité du recyclage chez les travailleurs déplacés au Canada[2], à partir d'une base de données administratives représentant 10 % des travailleurs canadiens. Celle-ci permet de faire un suivi des travailleurs au cours d'une période allant de cinq ans avant le déplacement à neuf ans après ce dernier et d'identifier la formation postsecondaire. Il est possible ainsi d'analyser, sur une période de neuf ans, l'incidence que peut avoir sur le revenu le fait de suivre une formation à la suite d'un déplacement. L'étude vient en outre enrichir la littérature existante en estimant le degré d'association entre déplacement et formation postsecondaire[3]. À cette fin, la période examinée est plus courte (de quatre ans avant le déplacement éventuel à quatre ans après), du fait des limites que présentent les données.

3 Description des données

La présente étude fait appel au FDLMO[4]. Créé par Statistique Canada, le FDLMO est un échantillon aléatoire de 10 % de tous les travailleurs canadiens rémunérés; il est constitué à partir de quatre sources de données administratives couplées : les fichiers de relevés d'emploi (RE) de Ressources humaines et Développement des compétences Canada, le fichier T1 (T1 Générale — Déclaration de revenus et de prestations) et le fichier T4 (feuillet T4, État de la rémunération payée) de l'Agence du revenu du Canada, et le Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE) de Statistique Canada. Les données sont longitudinales et portent sur la période allant de 1983 à 2007.

Aux termes de la *Loi sur l'assurance-emploi* et du *Règlement sur l'assurance-emploi*, tous les employeurs doivent établir un RE à l'égard de leurs employés occupant un emploi assurable lorsque survient une interruption de la rémunération de ces derniers[5]. L'information figurant sur le RE sert à établir si une personne a droit à des prestations d'assurance-emploi ainsi qu'à déterminer le taux des prestations et la durée de leur versement. Le RE doit être établi au moment de la cessation d'emploi, peu importe que l'employé ait ou non l'intention de faire une demande de prestations d'assurance-emploi. Plus important encore : le RE indique la raison de l'interruption ou

2. Zhang et Palameta (2006) examinent le lien entre la formation des adultes en général et le revenu à partir de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR). Utilisant un modèle de la différence des différences (effets fixes), ils observent un lien étroit entre la formation des adultes et le revenu. Toutefois, compte tenu de la taille beaucoup plus petite de l'échantillon pour l'EDTR, ils n'ont pas pu effectuer d'estimations portant sur les travailleurs déplacés.
3. Chapman, Crossley et Kim (2003) examinent les effets des contraintes de crédit sur les décisions en matière de formation chez les personnes ayant récemment perdu leur emploi, et ils font état de données probantes montrant l'existence de telles contraintes. Ils constatent notamment une forte association entre la possession d'actifs liquides et le fait de suivre une formation. Du fait que les données qu'ils utilisent (l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi, ou ECPIE) ne comportaient pas d'information sur la période ayant précédé le déplacement ni sur les travailleurs non déplacés, les auteurs n'ont pu examiner le rôle du déplacement sur la formation comme on le fait ici.
4. La description du FDLMO dans la présente section est tirée en grande partie de l'étude de Morissette et de ses collaborateurs (2007).
5. À peu près toutes les formes d'emploi rémunéré sont assurables au Canada. Les quelques exceptions sont indiquées dans la *Loi sur l'assurance-emploi*.

de la cessation d'emploi[6]. Le RE peut donc servir à déterminer quels travailleurs ont été mis à pied, ont démissionné ou ont cessé de travailler pour leur employeur en raison d'autres motifs. Aux fins de la présente étude, un travailleur déplacé est un travailleur qui a été mis à pied au cours de l'année civile 1998.

Il est possible de faire la distinction entre les travailleurs mis à pied de façon temporaire et de façon permanente. Entrent dans cette dernière catégorie les travailleurs qui n'ont pas repris le travail dans la même entreprise au cours des 12 mois ayant suivi la mise à pied. La définition du concept de déplacement utilisée ici englobe tous les travailleurs déplacés de façon permanente. Cependant, pour analyser l'incidence du déplacement sur la décision de suivre une formation, il est important de comparer des travailleurs déplacés dont les caractéristiques sont similaires à celles d'un groupe témoin composé de travailleurs non déplacés. C'est pourquoi on utilise un échantillon de travailleurs déplacés à la suite de la fermeture d'une entreprise ou de mises à pied massives — situations que l'on peut considérer comme exogènes en regard des caractéristiques des travailleurs.

Il est possible de repérer les fermetures d'entreprises en raison du fait que l'une des sources de données sur lesquelles repose le FDLMO est le PALE, soit un fichier longitudinal qui fait un suivi de toutes les sociétés canadiennes. Étant donné que le PALE fait état des créations et disparitions d'entreprises, le couplage entre ce dernier et le FDLMO permet de déterminer les mises à pied faisant suite à des fermetures d'entreprises[7]. Par contre, le FDLMO ne contient pas de renseignements sur les fermetures d'établissements. Or, nombre de grandes entreprises sont constituées de multiples établissements, de sorte que des usines peuvent fermer leurs portes, entraînant des mises à pied massives, sans que cela donne lieu à une fermeture d'entreprise. Autrement dit, les fermetures d'entreprises n'engloberont pas de telles pertes d'emploi. C'est pourquoi une définition plus générale des déplacements est utilisée, de manière à inclure non seulement les travailleurs ayant perdu leur emploi en raison de la fermeture d'une entreprise mais aussi ceux dont la perte d'emploi est attribuable à des mises à pied massives. Cette approche concorde avec celle de Morissette et de ses collaborateurs (2007), les mises à pied massives lors de l'année t correspondant à une situation où au moins 30 % de l'effectif d'une entreprise est mise à pied entre les années $t - 4$ et $t + 1$, tandis qu'une fermeture d'entreprise lors de l'année t s'entendra d'une situation où une entreprise ayant un effectif au cours de l'année t n'a plus d'effectif lors de l'année $t + 1$.

Le PALE contient aussi des renseignements portant sur l'industrie dont fait partie l'entreprise. Précisons que l'on utilise la version de 2002 du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord.

L'Agence du revenu du Canada requiert des employeurs qu'ils délivrent un feuillet T4 à tous les travailleurs à qui un revenu de plus de 500 $ est versé durant l'année. Cette information sert de mesure de la rémunération versée au cours de l'année civile[8]. On peut déterminer

6. Une pénalité peut être imposée aux termes de la *Loi sur l'assurance-emploi* si un employeur omet de préparer un RE. De plus, l'employeur qui donne une raison fausse ou trompeuse concernant la cessation d'emploi peut faire l'objet d'une pénalité ou même de poursuites.
7. L'univers du PALE comprend les entreprises constituées ou non en personne morale qui établissent un feuillet T4 à l'égard d'au moins un employé. Les entreprises constituées uniquement de particuliers ou de sociétés de personnes qui ne payent pas un salaire en sont exclues. Une vérification méthodologique poussée est effectuée pour s'assurer que le couplage des données longitudinales sur les sociétés est fiable. Notamment, les fausses disparitions sont décelées au moyen d'une méthode de suivi de la main-d'œuvre qui vise à faire une distinction entre les fusions et acquisitions et les véritables fermetures d'entreprises. Essentiellement, cette approche sert à identifier les entreprises au fil du temps en fonction de la constance de leur noyau de travailleurs. Baldwin, Dupuy et Penner (1992) fournissent plus de détails à ce sujet.
8. On ne dispose pas de renseignements sur les heures travaillées, de sorte qu'il n'est pas possible de calculer les taux salariaux horaires.

approximativement la taille d'une entreprise en divisant sa masse salariale totale par les salaires moyens dans les cellules de province et d'industrie[9].

Enfin, le FDLMO contient des renseignements provenant du fichier *T1 Générale – Déclaration de revenus et de prestations*. Le fichier T1 comprend des données sur plusieurs caractéristiques personnelles servant de variables de contrôle dans l'étude, comme le sexe, l'âge, la province de résidence, l'état matrimonial et les cotisations syndicales versées (pour déterminer l'appartenance à un syndicat).

Le FDLMO ne contient pas d'information sur le « stock » d'éducation existant à un moment quelconque. Cela dit, il demeure possible de déterminer si une personne a fait des études postsecondaires, ce qui est au cœur de la présente étude. En effet, le fichier T1 fournit des renseignements sur les crédits pour frais de scolarité et les déductions relatives aux études demandés au titre de cours suivis dans un établissement d'enseignement postsecondaire au Canada. De plus, même si un étudiant peut transférer un tel montant de crédit ou de déduction à son père ou à sa mère aux fins de l'impôt, il est possible, à compter de 1999, d'identifier à la fois l'étudiant et la personne qui se prévaut du crédit ou de la déduction (s'il s'agit de personnes différentes). En un mot, on dispose de renseignements sur la formation à compter de 1999.

La mesure de l'intensité de la formation — ou de la quantité de formation — suivie après un déplacement n'est pas chose simple. En outre, il se peut que la formation ait débuté avant la mise à pied (peut-être en prévision de celle-ci), ou qu'elle se poursuive pendant plusieurs années après la perte d'un emploi. L'incidence de la formation à la suite d'un déplacement, qui constitue l'objet de notre étude, est plus facile à définir sur le plan conceptuel et beaucoup plus facile à mesurer dans la pratique. En outre, par souci de pertinence stratégique et à des fins de mesure, la portée de l'étude se limite à l'estimation sur le revenu de l'incidence liée au fait de suivre une formation postsecondaire à la suite d'un déplacement.

4 Méthodes

4.1 Incidence de la formation sur le revenu

La première partie de l'analyse consiste à estimer l'incidence des études faites à la suite d'un déplacement (fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire) sur la rémunération parmi un échantillon de travailleurs déplacés. Plus précisément, l'analyse porte sur les travailleurs déplacés en 1998 après qu'ils ont touché une rémunération positive pendant cinq années consécutives. L'âge des travailleurs en 1997 se situait entre 25 et 44 ans (de sorte qu'aucun d'eux n'avait plus de 54 ans en 2007); les travailleurs en question étaient donc moins susceptibles que d'autres d'envisager la retraite à la suite de leur déplacement. La mesure de la formation suivie après le déplacement est un simple indicateur binaire de fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire en 1999, soit l'année civile suivant le déplacement[10]. La figure 1 présente les grandes lignes de la constitution de l'échantillon.

9. On procède ainsi parce que les observations portent sur le nombre total d'employés de chaque entreprise chaque année, et non sur le nombre de jours où chaque travailleur était employé.
10. La date d'inscription à un établissement d'enseignement n'est pas connue; on connaît seulement l'année de l'inscription. Les inscriptions survenues au cours de l'année du déplacement peuvent donc avoir été faites avant que le déplacement ait lieu.

Figure 1
Représentation des données et chronologie (revenu)

Représentation	Chronologie
Critères pour les travailleurs	
Rémunération positive	1993 à 1997
Âgés de 25 à 44 ans	1997
Critères pour le déplacement	
Relevé d'emploi reçu	1998
Ne retourne pas à l'entreprise	1999
Traitement	
Crédits pour frais de scolarité reçus ou déductions relatives aux études demandées	1999
Résultat	
Revenu	1993 à 2007

Les estimations de l'équation (1) au moyen de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) à l'égard des travailleurs déplacés en 1998 sont établies par année et par sexe.

$$yi,t = \alpha^0 t + \alpha^S t\, Si + \alpha^x t\, \mathbf{x}i + \varepsilon i,t \quad t = 1993, \ldots, 2007. \qquad (1)$$

On procède à la régression du revenu du particulier *i* lors de l'année *t* (*yit*) sur une variable indicatrice, *Si*, qui correspond à la participation à une formation postsecondaire l'année suivant le déplacement, et sur un vecteur, **xi**, qui contient plusieurs déterminants du revenu (mesurés en 1997, soit l'année avant le déplacement), dont l'âge, le carré de l'âge et des vecteurs de province de résidence, d'industrie et de taille de l'entreprise.

Dans une telle spécification, il faut tenir compte de la sélection associée à la formation, ce qui donne lieu à une corrélation entre $\varepsilon i,t$ et *S*. Les travailleurs déplacés pourraient choisir sélectivement de suivre une formation en fonction de caractéristiques non observées. Par exemple, les travailleurs très productifs peuvent être plus enclins que les autres travailleurs à suivre une formation, étant donné les différences que cela suppose sur le revenu. Il se peut aussi que les travailleurs pour qui le coût de renonciation est le moins élevé (c'est-à-dire ceux qui sont les moins susceptibles de trouver un emploi) soient plus enclins à suivre une formation. Le premier de ces cas engendrerait un biais positif en ce qui touche l'incidence de la formation sur le revenu et le deuxième, un biais négatif[11].

Si les caractéristiques non observées qui sous-tendent la sélection au regard de la formation ne varient pas au fil du temps pour chaque particulier, on peut supprimer cette incidence fixe en estimant les différences d'ordre 1 en comparant le changement du revenu des personnes suivant une formation après le déplacement et de celles qui ne suivent pas de formation. Il s'agit d'un estimateur simple de la différence des différences[12].

$$yi,2007 - yi,1993 = \alpha^0 + \alpha^S Si + \alpha^x \mathbf{x}i + \varepsilon i \qquad (2)$$

11. Si l'on assouplit l'hypothèse de rendement homogène de la formation (rendement égal pour tous les travailleurs), un effet de sélection pourrait néanmoins s'exercer, car les travailleurs qui tirent un rendement élevé de la formation sont plus susceptibles de choisir de suivre de la formation.
12. Précisons que cela équivaut aussi à une régression des différences premières où *Si* est mise en interaction avec une variable indicatrice temporelle pour l'année 2007.

La sélection peut aussi reposer sur des caractéristiques non observées qui varient en fonction du temps, auquel cas les estimations de l'équation (2) seront encore biaisées et incohérentes. Par exemple, des travailleurs déplacés peuvent décider de suivre une formation s'ils savent que leurs compétences (non observées du point de vue du chercheur) ont diminué au cours des années ayant précédé le déplacement. Étant donné que l'on dispose de renseignements portant sur cinq années avant le déplacement, il est possible d'examiner si le groupe de traitement et le groupe témoin présentent des tendances similaires au chapitre du revenu avant le déplacement.

4.2 Incidence du déplacement sur le fait de faire des études

Dans la deuxième partie de l'étude, l'incidence du déplacement sur la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire est estimée. Étant donné que, dans ce cas particulier, la variable dépendante est la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire, il faut disposer de données pour chaque année précédant et suivant le déplacement. Par conséquent, l'analyse se limite à la période allant de 1999 à 2007 (soit la période où l'on dispose de données sur la fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire dans le FDLMO). On choisit la cohorte de travailleurs *susceptibles* d'avoir été déplacés en 2003, assortie de périodes de quatre ans avant et après le déplacement. D'autres critères d'échantillonnage sont similaires à ceux utilisés pour l'analyse du revenu. Plus précisément, on sélectionne les travailleurs qui ont eu une rémunération positive lors de chacune des années précédant le déplacement et dont l'âge allait de 25 à 44 ans l'année précédant le déplacement. La figure 2 illustre le plan d'échantillonnage.

Figure 2
Représentation des données et chronologie (fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire)

Représentation	Chronologie
Critères pour les travailleurs	
Rémunération positive	1999 à 2002
Âgés de 25 à 44 ans	2002
Traitement	
Relevé d'emploi reçu	2003
Ne retourne pas à l'entreprise	2004
Résultat	
Crédit pour frais de scolarité reçus ou déductions relatives aux études demandées	1999 à 2007

L'équation (3) résume les régressions estimées. Des modèles MCO distincts sont estimés selon l'année et le sexe, comme il a été fait précédemment. De même, Si,t est encore une fois une variable indicatrice de la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire au cours de l'année t, Di est une variable indicatrice d'un déplacement en 2003 et $\mathbf{x}i$ est un vecteur de différentes caractéristiques (mesurées en 2002, soit l'année avant le déplacement éventuel), dont l'âge, le carré de l'âge, la rémunération et des vecteurs de province de résidence, de sept industries et de quatre catégories de taille de l'entreprise.

$$Si,t = \beta^0\ t + \beta^D\ t\ Di + \beta^x\ t\ \mathbf{x}i + \mu i,t\ t = 1999, \ldots, 2007. \qquad (3)$$

Tout comme dans la section précédente, on suppose qu'il existe des caractéristiques non observables qui peuvent être corrélées avec la décision de faire des études postsecondaires et avec la probabilité de déplacement. Ces caractéristiques sont prises en compte de deux manières.

D'abord, si elles ne varient pas dans le temps, on peut utiliser des modèles à effets fixes. Ceux-ci serviront à comparer le changement au niveau de la participation à des activités de formation entre le groupe de traitement et le groupe témoin de 1999 à 2004.

$$Si,2004 - Si,1999 = \beta^0 + \beta^O Di + \beta^x xi + \mu i \quad (4)$$

Il peut aussi y avoir des caractéristiques non observées qui varient en fonction du temps et qui auront des effets à la fois sur *S* et sur *D*. Par exemple, certains travailleurs peuvent avoir été mis à pied parce que leur employeur a constaté une diminution de leur niveau de motivation au fil du temps. Ici, la solution consiste à se concentrer sur les travailleurs déplacés pour des motifs qui ne sont probablement pas reliés à leur productivité. Plus précisément, tous les travailleurs déplacés pour des raisons autres que la fermeture d'une entreprise ou des mises à pied massives sont exclus. En effet, les mises à pied massives et les fermetures d'entreprises sont plus susceptibles d'être attribuables à une baisse de la demande à l'endroit de la production de l'entreprise qu'à la productivité d'un travailleur. L'équation (3) est réestimée, *Di* correspondant au nombre moyen de déplacements en 2003 en raison de mises à pied massives ou de fermetures d'entreprises (en excluant les travailleurs déplacés pour d'autres raisons).

5 Résultats

5.1 Incidence de la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire sur le revenu

Dans cette section, le lien entre la formation après un déplacement et le revenu est examiné. Le graphique 1 fait état des estimations de $\alpha^S t$ à partir de l'équation (1). Cette équation donne une estimation de l'écart de revenu entre les personnes ayant fait des études postsecondaires en 1999 et les autres personnes. À cette étape de l'analyse, aucune covariable n'est incluse.

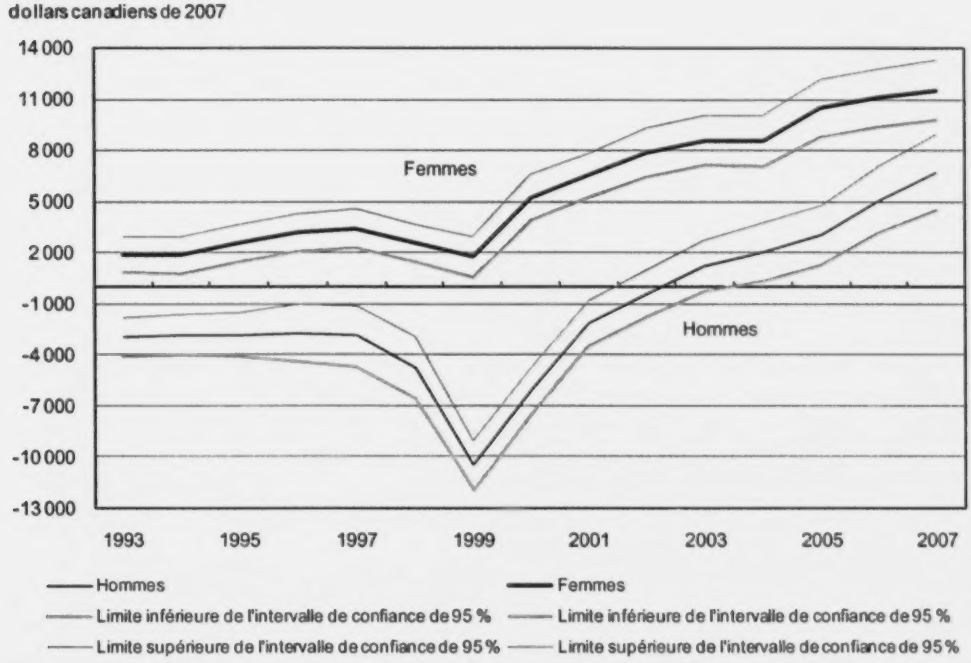
Lors des années précédant un déplacement, les femmes ayant subséquemment suivi une formation de niveau postsecondaire gagnaient environ 2 000 $ de plus que celles n'ayant pas suivi une telle formation. Cela semble dénoter une sélection positive à l'intérieur du groupe de traitement. Pour leur part, les hommes du groupe de traitement gagnaient environ 3 000 $ de moins que ceux du groupe témoin avant le déplacement. Cet écart est fortement significatif mais demeure très stable jusqu'en 1997. En 1998, soit l'année du déplacement, on observe une baisse du revenu des hommes faisant partie du groupe de traitement par rapport à ceux du groupe témoin. Différentes raisons peuvent expliquer la chose. Il se peut que les travailleurs déplacés faisant partie du groupe de traitement aient été déplacés plus tôt durant l'année civile. Il est sans doute plus probable que les travailleurs ayant trouvé un emploi peu après leur déplacement (peut-être avant la fin de 1998) aient été nettement moins enclins à s'inscrire à des programmes de formation en 1999.

Chez les hommes, le fait de suivre une formation est associé à une perte de revenu importante et temporaire en 1999, année où sont obtenus des crédits ou déductions au titre de la formation[13]. Toutefois, le revenu des hommes du groupe de traitement est égal à celui des hommes du groupe témoin à compter de 2002 et le dépasse de façon significative à compter de 2004, et ce, même s'il était significativement inférieur avant le déplacement et la formation. En 2007, les hommes ayant fréquenté un établissement d'enseignement postsecondaire après leur déplacement gagnaient

13. Rappelons que la comparaison est faite avec un groupe témoin composé de personnes qui ont *également* été déplacées. Les pertes auraient été nettement plus prononcées par rapport à un groupe comptant des travailleurs non déplacés.

6 719 $ de plus que ceux n'ayant pas suivi de formation. À lui seul, cet avantage (pour une seule année) équivaut à peu près à la perte de revenu subie en 1999.

Graphique 1
Estimations de l'écart de revenu entre les travailleurs ayant une formation postsecondaire après déplacement et ceux n'en ayant pas, hommes et femmes



Notes : Estimations de l'écart de revenu (σ^S_t) à partir de l'équation (1) en l'absence de covariable; estimations distinctes pour les hommes et pour les femmes. Les estimations correspondent à l'écart brut de revenu annuel entre les travailleurs qui font des études postsecondaires après un déplacement et les autres travailleurs. L'intervalle de confiance est de 95 %. Les données brutes sur lesquelles repose le graphique 1 sont présentées au tableau explicatif 1 de l'annexe.
Source : Calcul des auteurs fondé sur le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

Pour ce qui est des femmes, la formation n'est pas associée à une perte de revenu importante et temporaire par rapport au groupe témoin, ce qui laisse penser que les femmes ont suivi une formation plus courte ou étaient plus susceptibles d'avoir gagné un revenu tout en étudiant. À compter de 2000, la progression de leur revenu comparativement à celui des femmes n'ayant pas suivi de formation était similaire à celle observée chez les hommes. À partir de 2007, les femmes ayant suivi une formation après leur déplacement gagnaient 11 541 $ de plus que les autres femmes.

Si l'on se fie à ces estimations brutes, la formation subséquente à un déplacement donne lieu à une importante augmentation du revenu. Selon un calcul grossier fondé sur une approche de la différence des différences tenant compte des différences avant le déplacement, l'augmentation se situe à environ 9 000 $ à la fois pour les hommes et pour les femmes.

L'étude de la sélectivité associée à la formation débute par l'examen de caractéristiques observables chez les personnes suivant une formation et chez les autres. Les résultats de cet examen sont présentés au tableau 1. Les personnes ayant fréquenté un établissement d'enseignement postsecondaire sont plus jeunes, plus susceptibles de résider en Colombie-Britannique et moins susceptibles d'être mariées. On observe aussi des différences en ce qui touche l'entreprise où elles travaillaient avant le déplacement : en effet, les personnes ayant suivi une formation sont plus susceptibles d'avoir eu un emploi dans le domaine des services publics et d'avoir travaillé pour une grande entreprise, et moins susceptibles d'avoir travaillé dans le secteur de la fabrication.

Dans la mesure où ces caractéristiques sont associées à l'évolution du revenu des travailleurs déplacés, les différences doivent être reflétées dans les résultats. Le graphique 2 présente des estimations de $\alpha^S t$ au moyen de l'équation (1) avec un ensemble complet de variables de contrôle $\mathbf{x}i$ (pour l'année 1997). On peut voir que la différence de revenu avant le déplacement entre les personnes suivant une formation et les autres s'explique presque entièrement par des différences dans les caractéristiques observables. Les estimations de $\alpha^S t$ chez les hommes ne sont pas significativement différentes de zéro pour la période allant de 1993 à 1997, malgré une baisse notable du revenu des hommes suivant une formation par rapport aux autres hommes lors de l'année du déplacement (1998). Chez les femmes, l'incorporation de covariables ne réduit que dans une faible mesure l'écart de revenu positif avant le déplacement. Tant pour les hommes que pour les femmes, les covariables ont pour effet de ramener à 6 500 $ environ l'incidence implicite de la formation sur le revenu.

Les estimations du modèle à effets fixes au moyen de l'équation (2) sont présentées au tableau 2. Les estimations de l'importance de l'effet associé à la formation en 2007 sont très similaires aux résultats du calcul informel selon une approche de la différence des différences au graphique 2. En 2007, l'effet se chiffre à 6 551 $ pour les hommes et à 6 672 $ pour les femmes.

La taille de l'échantillon permet de procéder à des estimations distinctes de l'équation (2) en fonction de différentes caractéristiques. On observe des effets significatifs associés à l'âge, à l'état matrimonial et au fait d'appartenir à un syndicat, aussi bien chez les hommes que chez les femmes, les hommes âgés de 35 à 44 ans constituant l'exception. Il existe des différences statistiquement significatives dans les effets selon chaque caractéristique uniquement chez les hommes. Plus précisément, les hommes qui étaient plus âgés et qui étaient mariés ou conjoints de fait avant le déplacement tirent moins profit de la formation (par rapport aux groupes de comparaison correspondants). On n'observe pas de différences significatives dans le cas des femmes.

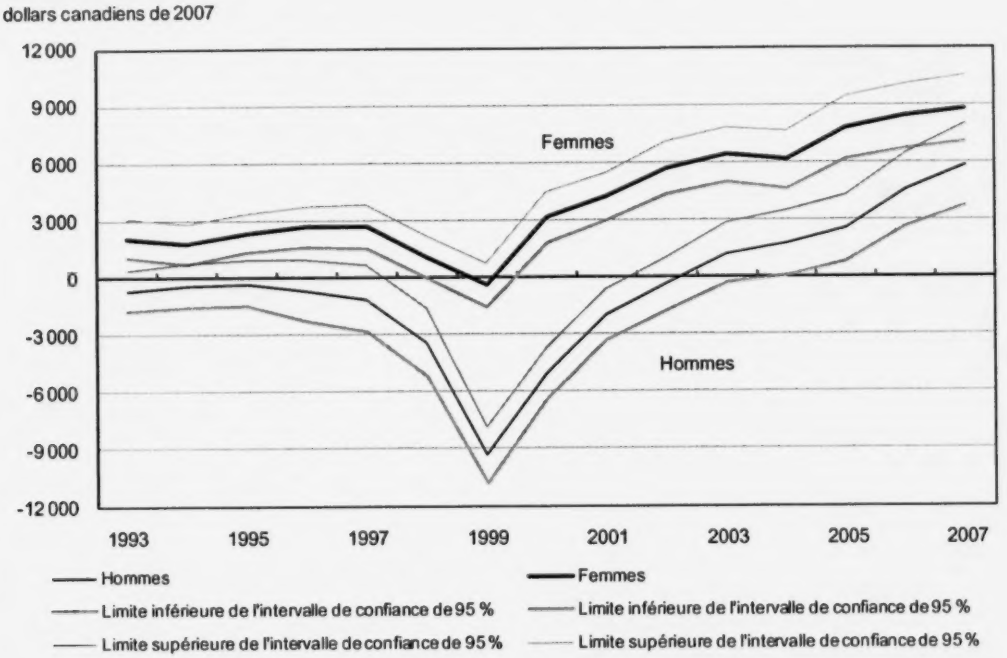
Tableau 1
Moyennes de l'échantillon avant déplacement, selon la fréquentation ou non d'un établissement d'enseignement postsecondaire

	Hommes		Femmes	
	Non-fréquentation en 1999	Fréquentation en 1999	Non-fréquentation en 1999	Fréquentation en 1999
	nombre			
Âge	34,4	31,9	34,2	32,1
Marié	0,579	0,491	0,584	0,460
Syndiqué	0,488	0,469	0,276	0,356
Terre-Neuve-et-Labrador	0,040	0,049	0,046	0,034
Île-du-Prince-Édouard	0,012	0,012	0,022	0,020
Nouvelle-Écosse	0,045	0,033	0,043	0,034
Nouveau-Brunswick	0,058	0,053	0,053	0,043
Québec	0,330	0,299	0,326	0,312
Ontario	0,231	0,210	0,276	0,292
Manitoba	0,025	0,037	0,028	0,026
Saskatchewan	0,030	0,026	0,021	0,024
Alberta	0,111	0,113	0,076	0,072
Colombie-Britannique	0,119	0,166	0,109	0,143
Industries primaires	0,109	0,084	0,041	0,038
Construction	0,300	0,176	0,024	0,020
Fabrication	0,166	0,139	0,142	0,085
Services de distribution	0,104	0,090	0,080	0,063
Services aux consommateurs	0,130	0,181	0,293	0,244
Services aux entreprises	0,124	0,171	0,201	0,221
Services publics	0,059	0,155	0,216	0,327
Taille de l'entreprise				
0 à 20 employés	0,348	0,284	0,362	0,316
20 à 100 employés	0,258	0,219	0,201	0,166
100 à 500 employés	0,168	0,174	0,141	0,156
500 employés ou plus	0,226	0,323	0,296	0,363
Taille de l'échantillon	12 669	1 293	5 895	1 086

Notes : L'échantillon est composé de travailleurs âgés de 25 à 44 ans en 1997 qui avaient occupé un emploi rémunéré de 1993 à 1997 et qui avaient été déplacés de façon permanente en 1998. Toutes les moyennes sont calculées à partir des données de 1997.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

Graphique 2
Estimations de l'écart de revenu entre les travailleurs ayant fait des études postsecondaires après déplacement et ceux n'en ayant pas fait, hommes et femmes



Notes : Estimations de l'écart de revenu (α°_{t}) au moyen de l'équation (1), en tenant compte de caractéristiques en 1997; estimations distinctes pour les hommes et pour les femmes. Il s'agit de la différence conditionnelle au niveau du revenu annuel entre les travailleurs ayant fait des études postsecondaires à la suite d'un déplacement et ceux qui ne l'ont pas fait. L'intervalle de confiance est de 95 %.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

Tableau 2
Estimations (effets fixes) de l'incidence de la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire sur la rémunération (milliers de dollars constants de 2007)

	Hommes		Femmes	
	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type
Estimation globale (2007)	6,551 ***	1,107	6,672 ***	0,894
Groupe d'âge				
25 à 34 ans	8,148 ***	1,341	6,626 ***	1,110
35 à 44 ans	3,144	1,922	6,598 ***	1,578
Écart	-5,004 **	2,344	-0,028	1,929
État matrimonial				
Marié	4,240 ***	1,419	6,794 ***	1,230
Non marié	8,662 ***	1,736	7,155 ***	1,334
Écart	4,422 **	2,242	0,361	1,815
Affiliation syndicale				
Syndiqué	4,303 ***	1,398	7,498 ***	1,635
Non syndiqué	8,349 ***	1,696	6,127 ***	1,083
Écart	4,046 *	2,198	-1,372	1,961

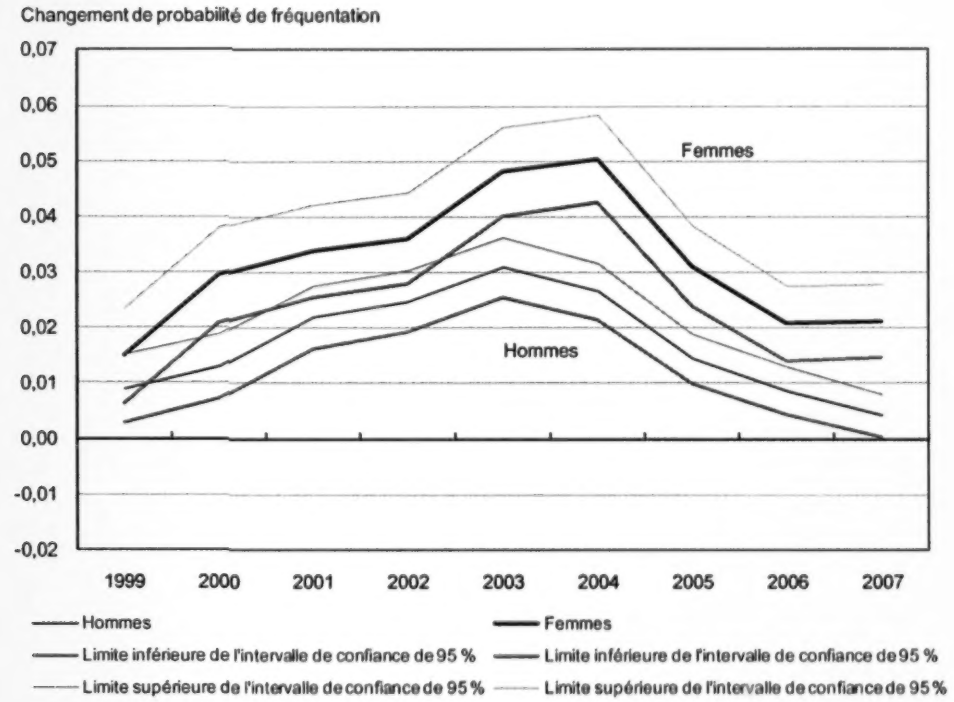
*p<0,1
**p<0,05
***p<0,01
Note : Estimations de l'équation (2) au moyen de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).
Source : Calcul des auteurs fondé sur les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

5.2 Incidence du déplacement sur la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire

Les travaux d'analyse menés jusqu'ici donnent à croire que la formation professionnelle suivie à la suite d'un déplacement peut se traduire par une hausse du revenu[14]. Le graphique 3 montre l'écart dans le taux de fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire entre travailleurs déplacés et travailleurs non déplacés en 2003 (β^D_t dans l'équation [3], sans covariable).

14. Ainsi que cela est indiqué à la section consacrée à la méthodologie, puisque l'on dispose des données pertinentes (fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire) uniquement à compter de 1999, la cohorte examinée se compose des travailleurs âgés de 25 à 44 ans en 2002 plutôt qu'en 1997. Avant d'étudier l'incidence du déplacement sur la formation, la question de savoir si les constatations relatives au revenu sont sensibles au choix de la cohorte a été examinée. La première étape a consisté à reproduire l'analyse descriptive du revenu sur une période allant de quatre ans avant à quatre ans après 1998, soit l'année du déplacement. La durée de cette période a été établie de manière à correspondre à celle considérée dans le cadre de l'analyse de la formation. L'écart de revenu constitue tout simplement un élément choisi des résultats présentés au graphique 1. L'analyse a ensuite été reproduite pour la cohorte de travailleurs déplacés de 2003 (se reporter au graphique 5 de l'annexe). Dans le cas des femmes, l'augmentation de revenu découlant de la formation est à peu près aussi importante que pour la cohorte précédente. Elle est nettement plus marquée pour ce qui est des hommes. La formation confère donc également des avantages importants à la cohorte plus récente.

Graphique 3
Estimations de l'écart entre les taux de fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire des travailleurs déplacés en 2003 et celui des travailleurs non déplacés, hommes et femmes



Notes : Estimations de l'écart au chapitre du taux de fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire (β^{O}_{i}) au moyen de l'équation (3), sans covariable; estimations distinctes pour les hommes et pour les femmes. Il s'agit de l'écart brut entre les travailleurs déplacés en 2003 et les autres travailleurs en ce qui touche la probabilité de faire des études postsecondaires. L'intervalle de confiance est de 95 %. Les données brutes sur lesquelles repose le graphique 3 sont présentées au tableau explicatif 3 de l'annexe.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

Si l'on remonte quatre ans avant l'année du déplacement éventuel, il existe un écart positif significatif entre les travailleurs déplacés subséquemment et les autres en ce qui touche le taux de fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire. Plus l'on approche de 2003, plus cet écart s'accentue, ce qui donne à penser que les travailleurs auraient pu anticiper la possibilité de perdre leur emploi et s'y préparaient en investissant dans leur capital humain[15]. En 2003, l'écart est de 3 points de pourcentage pour les hommes, et il atteint près de 5 points de pourcentage pour les femmes en 2004. Cela représente un écart proportionnel marqué, étant donné que le taux moyen de fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire par les travailleurs non déplacés en 2003 est de seulement 8 % chez les hommes et de 11 % chez les femmes. Toutefois, cet écart de taux plafonne en 2003 (hommes) et en 2004 (femmes), et il *n'y a*

15. Les travailleurs ayant complètement cessé d'avoir un travail rémunéré afin de fréquenter un établissement d'enseignement avant l'année du déplacement éventuel sont exclus de l'échantillon, étant donné que la présente étude porte sur les personnes occupant un emploi rémunéré durant chacune des années ayant précédé le déplacement.

pas d'association entre les déplacements et une nette augmentation de la fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire.

Le tableau 3 présente les différences au niveau des caractéristiques observables entre les travailleurs déplacés et les autres travailleurs. De façon générale, les travailleurs déplacés sont un peu plus jeunes, ont un revenu nettement moindre avant le déplacement et sont moins susceptibles d'être mariés. Il existe aussi des différences au chapitre de la syndicalisation, mais l'écart évolue en sens opposé chez les hommes et chez les femmes. On observe aussi des différences mineures en ce qui touche la province de résidence. Concernant les caractéristiques des entreprises auxquelles appartenaient les travailleurs avant leur déplacement, ces derniers étaient plus susceptibles d'avoir occupé un emploi dans les industries primaires ou l'industrie de la construction, moins susceptibles d'avoir eu un emploi dans le domaine des services publics et plus susceptibles d'avoir travaillé pour une petite ou moyenne entreprise (100 employés ou moins).

Les différences entre ces travailleurs déplacés et ceux qui n'ont pas été déplacés sont prises en compte dans les résultats de l'application de la méthode des MCO qui sont présentés au graphique 4. En dépit des différences marquées au niveau des caractéristiques des travailleurs, les résultats ne changent pas de façon significative. On observe le même profil : un lent glissement vers le haut avant que survienne le déplacement, puis un bond soudain l'année du déplacement, et enfin d'une tendance à la baisse. Ici encore, le bond observé est plus marqué chez les femmes. En général, l'amplitude des tendances est à peu près la même qu'auparavant, et la conclusion d'ensemble demeure la même : le déplacement ne donne pas lieu à une forte hausse de la fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire.

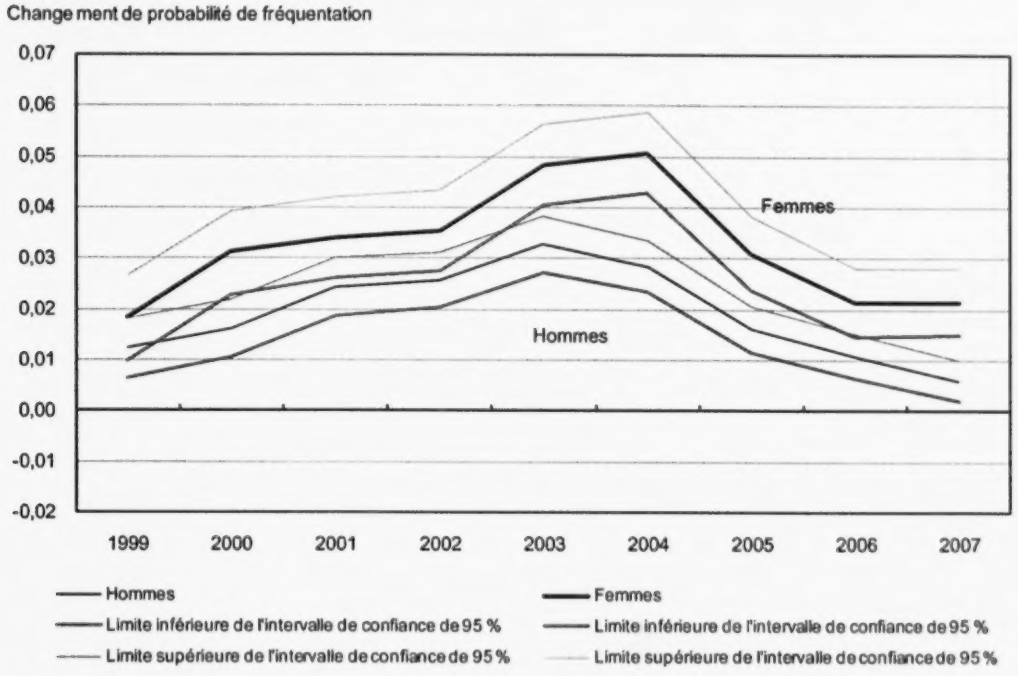
Cela signifie que les différences dans les taux de fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire avant et après un déplacement ne sont pas attribuables à des différences dans les caractéristiques observées. Tout comme précédemment, on peut prendre en compte les différences fixes non observées entre travailleurs déplacés et travailleurs non déplacés au moyen de l'estimation d'un modèle à effets fixes (modèle de la différence des différences). Les résultats de cette estimation sont présentés au tableau 4. Une fois que l'on a pris en compte tous les déplacements survenus jusqu'ici, les résultats semblent dénoter un petit effet sur la fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire (1,6 point de pourcentage chez les hommes et 3,3 points de pourcentage chez les femmes, l'effet étant significativement significatif à 1 % dans l'un et l'autre cas). Cependant, lorsque le déplacement est attribuable à des mises à pied massives ou à des fermetures d'entreprises, l'effet estimé est nettement plus faible : 0,6 point de pourcentage pour les hommes (significatif à 5 %) et 1,3 point de pourcentage pour les femmes (significatif à 1 %). Ce sont ces résultats qui obtiennent notre préférence, car ils risquent moins d'être contaminés par des différences au niveau de caractéristiques non observées. Il convient de préciser que ces effets sont faibles par rapport au taux global de fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire, taux qui se situait entre 13 % et 14 % pour les hommes et entre 17 % et 19 % pour les femmes en 1999 (tableau explicatif 3 de l'annexe). Les résultats sont également désagrégés selon l'âge, l'état matrimonial et la syndicalisation. Des effets modestes sont observés pour tous les groupes de femmes. Par contre, pour ce qui est des hommes âgés de 35 à 44 ans, mariés ou non syndiqués, rien n'indique qu'il y une augmentation de la fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire.

Tableau 3
Différences entre les caractéristiques observables des travailleurs déplacés en 2003 et celles des travailleurs non déplacés

	Hommes		Femmes	
	Non déplacés	Déplacés	Non déplacées	Déplacées
	dollars constants de 2007			
Rémunération	54 538	34 118	35 523	21 733
	nombre			
Âge	35,4	34,2	35,3	34,4
Marié	0,663	0,541	0,641	0,521
Syndiqué	0,387	0,429	0,400	0,283
Terre-Neuve-et-Labrador	0,016	0,034	0,017	0,034
Île-du-Prince-Édouard	0,005	0,010	0,005	0,018
Nouvelle-Écosse	0,031	0,042	0,031	0,036
Nouveau-Brunswick	0,027	0,049	0,027	0,046
Québec	0,277	0,309	0,262	0,299
Ontario	0,368	0,271	0,376	0,289
Manitoba	0,036	0,029	0,037	0,032
Saskatchewan	0,029	0,027	0,031	0,021
Alberta	0,108	0,123	0,102	0,084
Colombie-Britannique	0,104	0,106	0,111	0,142
Industries primaires	0,043	0,086	0,015	0,032
Construction	0,078	0,260	0,014	0,027
Fabrication	0,242	0,200	0,105	0,152
Services de distribution	0,128	0,098	0,067	0,073
Services aux consommateurs	0,160	0,131	0,212	0,258
Services aux entreprises	0,173	0,154	0,215	0,231
Services publics	0,164	0,065	0,367	0,225
Taille de l'entreprise				
0 à 20 employés	0,195	0,308	0,194	0,314
20 à 100 employés	0,185	0,259	0,148	0,210
100 à 500 employés	0,155	0,170	0,135	0,143
500 employés ou plus	0,465	0,263	0,523	0,333
Taille de l'échantillon	233 953	13 481	229 849	8 135

Note : Toutes les caractéristiques sont mesurées en 2002, soit un an avant le déplacement.
Source : Calcul des auteurs fondé sur les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

Graphique 4
Estimations de l'écart entre les taux de fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire des travailleurs déplacés en 2003 et ceux des travailleurs non déplacés, hommes et femmes



Notes : Estimations de l'écart au chapitre du taux de fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire (β^{O}_{t}) au moyen de l'équation (3) conditionnellement aux covariables; estimations distinctes pour les hommes et pour les femmes. Il s'agit de la différence conditionnelle au niveau de la probabilité de fréquenter un établissement d'enseignement postsecondaire entre les travailleurs déplacés en 2003 et les autres travailleurs. L'intervalle de confiance est de 95 %.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

Tableau 4
Estimations (différence des différences) de l'effet du déplacement sur la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire

	Hommes		Femmes	
	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type
Tous les déplacements				
Estimation globale	0,016 ***	0,004	0,033 ***	0,005
Déplacements en raison d'une mise à pied massive ou d'une fermeture d'entreprise				
Estimation globale	0,006 **	0,003	0,013 ***	0,004
Groupe d'âge				
25 à 34 ans	0,015 ***	0,005	0,010 *	0,006
35 à 44 ans	0,000	0,003	0,014 ***	0,004
Écart	-0,015 **	0,006	0,004	0,007
État matrimonial				
Marié	0,004	0,003	0,013 ***	0,004
Non marié	0,009 *	0,005	0,013 **	0,006
Écart	0,005	0,006	0,001	0,008
Affiliation syndicale				
Syndiqué	0,012 ***	0,004	0,015 **	0,006
Non syndiqué	0,002	0,004	0,011 **	0,004
Écart	-0,010 *	0,006	-0,004	0,007

*p<0,1
**p<0,05
***p<0,01
Note : Estimations de l'équation (4) au moyen de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).
Source : Calcul des auteurs fondé sur les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

6 Conclusion

Le ralentissement économique qui a débuté vers la fin de 2008 et les pertes d'emploi que cela a provoqué ont eu pour effet de raviver l'intérêt à l'égard du sort des travailleurs déplacés. La présente étude visait à examiner l'efficacité de l'une des mesures pouvant permettre à une personne de limiter les pertes de revenu à la suite d'un déplacement, soit suivre une formation dans un établissement d'enseignement postsecondaire. Compte tenu de la possibilité de sélection dans le contexte du traitement, l'approche adoptée a consisté à estimer un modèle de la différence des différences (effets fixes).

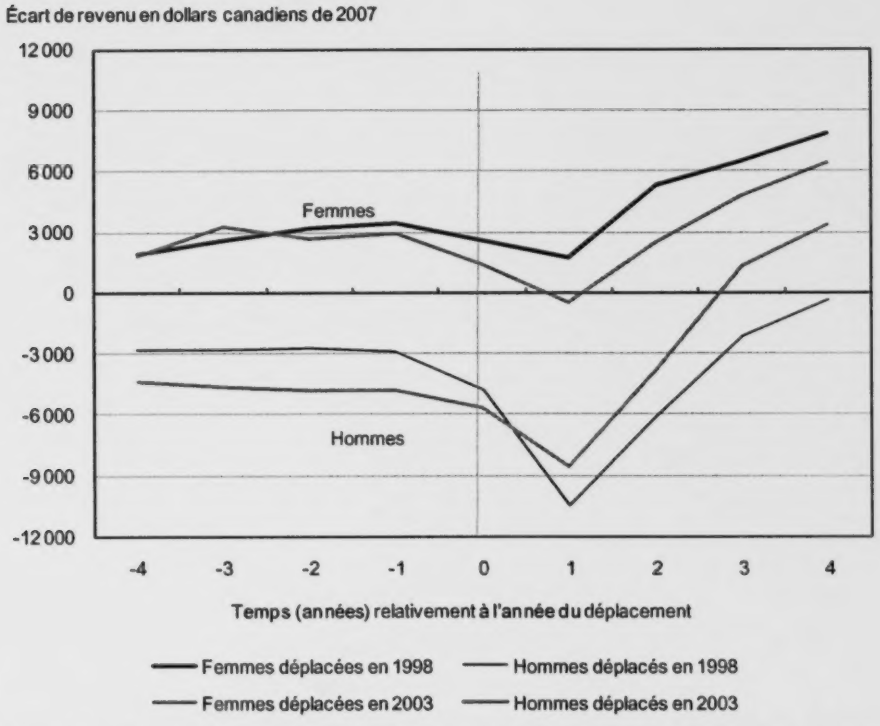
Les résultats semblent indiquer que, au cours de la période débutant cinq ans avant et se terminant neuf après la perte d'emploi, les travailleurs ayant fait des études postsecondaires peu après leur déplacement ont vu leur revenu augmenter de près de 7 000 $ de plus que les autres travailleurs déplacés. On observe des gains significatifs selon le sexe, l'âge, l'état matrimonial et le fait d'être syndiqué ou non, les hommes âgés de 35 à 44 ans constituant l'exception. Mais malgré les avantages liés à la scolarité, on constate que le déplacement n'est associé qu'à une hausse modeste de la fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire, et ce, pour tous les groupes examinés.

Ces résultats donnent à penser que des études postsecondaires peuvent apporter des avantages importants aux travailleurs déplacés. La grande question est de savoir si l'on peut considérer qu'il y a un lien causal entre ces écarts de revenu et les études postsecondaires ou si l'évolution différente du revenu entre le groupe de traitement et le groupe témoin est attribuable à une

sélection non aléatoire au niveau des programmes de formation. Une analyse plus poussée permettra de mettre en lumière les tendances temporelles au niveau des travailleurs pour ce qui est du revenu, car il se peut que les travailleurs choisissant de suivre une formation à la suite d'un déplacement aient affiché un profil de croissance du revenu différent au cours de la période ayant précédé le déplacement.

Annexe

Graphique 5
Estimations de l'écart de revenu entre les travailleurs ayant une formation postsecondaire après déplacement et ceux n'en ayant pas, hommes et femmes



Notes : Estimations de l'écart de revenu (α^{o}_{t}) pour deux cohortes différentes. Les résultats relatifs à la cohorte de 1998 constituent un sous-ensemble des résultats de l'étude à l'égard d'une période plus courte. L'écart de revenu estimé pour la cohorte plus récente est plus important chez les hommes et légèrement moins marqué chez les femmes.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

Tableau explicatif 1
Rémunération (dollars constants de 2007) selon la fréquentation ou non d'un établissement d'enseignement postsecondaire après le déplacement

	Hommes		Femmes	
	Non-fréquentation	Fréquentation	Non-fréquentation	Fréquentation
	dollars constants de 2007			
1993	25 767	22 817	16 724	18 584
1994	28 347	25 544	18 273	20 138
1995	30 443	27 626	18 533	21 109
1996	30 675	27 964	18 452	21 652
1997	32 421	29 544	19 169	22 609
1998	31 814	27 066	18 830	21 423
1999	34 143	23 662	19 138	20 876
2000	38 904	32 800	22 546	27 814
2001	39 127	36 969	23 736	30 242
2002	40 170	39 783	24 677	32 579
2003	41 665	42 901	25 848	34 455
2004	42 667	44 695	26 856	35 406
2005	46 320	49 317	28 288	38 779
2006	47 599	52 726	29 116	40 253
2007	49 840	56 560	30 655	42 196

Note : L'échantillon comprend les travailleurs rémunérés et âgés de 25 à 44 ans en 1997, soit l'année précédant celle du déplacement.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

Tableau explicatif 2
Résultats de la régression (différence des différences), rémunération (milliers de dollars constants de 2007)

	Hommes		Femmes	
	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type
Déterminants				
Fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire	6,551 ***	1,107	6,672 ***	0,894
Âge	-5,125 ***	0,697	-2,509 ***	0,725
Âge au carré	0,058 ***	0,010	0,027 **	0,011
Île-du-Prince-Édouard	-4,591 *	2,743	1,556	2,012
Nouvelle-Écosse	-3,626 *	2,149	4,332 **	2,001
Nouveau-Brunswick	-7,969 ***	1,867	3,092 *	1,629
Québec	-8,604 ***	1,634	3,254 **	1,487
Ontario	-4,480 **	1,806	2,572	1,643
Manitoba	-3,279	2,671	-2,302	2,975
Saskatchewan	-0,882	2,434	4,756	2,950
Alberta	1,213	2,060	6,299 ***	2,335
Colombie-Britannique	-2,477	1,975	0,164	1,965
Marié	1,225 **	0,598	0,047	0,593
Syndiqué	5,202 ***	0,642	2,865 ***	0,799
Construction	1,923 *	1,102	1,394	3,111
Fabrication	-6,649 ***	1,138	-7,301 ***	1,540
Services de distribution	-4,773 ***	1,268	-5,584 ***	1,699
Services aux consommateurs	-8,483 ***	1,178	-5,339 ***	1,405
Services aux entreprises	-1,956	1,532	-4,303 ***	1,537
Services publics	-3,825 ***	1,406	0,540	1,566
Taille de l'entreprise				
20 à 100 employés	2,409 ***	0,773	0,750	0,726
100 à 500 employés	3,777 ***	0,930	2,343 **	1,022
500 employés ou plus	3,821 ***	0,843	1,241	0,847
Ordonnée à l'origine	129,177 ***	-11,907	65,533 ***	-12,094

	Hommes	Femmes
Statistiques diagnostiques		
Nombre d'observations	13 962	6 981
R au carré ajusté	0,112	0,099

*p<0,1
**p<0,05
***p<0,01

Notes : Estimations de l'équation (2) au moyen de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Les effets fixes particuliers aux régions métropolitaines de recensement (RMR) sont également pris en compte dans les modèles.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

Tableau explicatif 3
Taux de fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire selon le déplacement ou non

	Hommes		Femmes	
	Non déplacés	Déplacés	Non déplacées	Déplacées
	taux			
1999	0,133	0,142	0,172	0,187
2000	0,121	0,134	0,156	0,186
2001	0,104	0,126	0,139	0,173
2002	0,092	0,117	0,126	0,162
2003	0,080	0,111	0,113	0,161
2004	0,070	0,096	0,102	0,152
2005	0,059	0,074	0,090	0,121
2006	0,054	0,062	0,084	0,104
2007	0,048	0,052	0,076	0,098

Note : L'échantillon comprend les travailleurs rémunérés et âgés de 25 à 44 ans en 2002, soit l'année précédant celle du déplacement éventuel.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

Tableau explicatif 4
Résultats de régression (différence des différences), fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire

	Hommes		Femmes	
	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type
Déterminants				
Déplacement en raison d'une mise à pied massive ou d'une fermeture d'entreprise	0,006 **	0,003	0,013 ***	0,004
Âge	0,074 ***	0,002	0,098 ***	0,002
Âge au carré	-0,001 ***	0,000	-0,001 ***	0,000
Marié	0,008 ***	0,002	0,008 ***	0,002
Syndiqué	0,000	0,002	-0,019 ***	0,002
Rémunération (dollars constants de 2007)	0,000	0,000	0,000 ***	0,000
Île-du-Prince-Édouard	-0,015	0,016	0,004	0,018
Nouvelle-Écosse	0,009	0,010	0,017	0,010
Nouveau-Brunswick	0,020 **	0,010	0,018 *	0,010
Québec	-0,003	0,009	0,010	0,009
Ontario	-0,008	0,009	0,003	0,009
Manitoba	0,009	0,011	0,003	0,011
Saskatchewan	0,015	0,011	0,013	0,011
Alberta	-0,006	0,009	0,000	0,009
Colombie-Britannique	0,000	0,010	-0,002	0,010
Construction	0,006	0,004	0,008	0,009
Fabrication	0,005	0,003	0,020 ***	0,006
Services de distribution	-0,003	0,004	0,014 **	0,007
Services aux consommateurs	0,006 *	0,004	0,033 ***	0,006
Services aux entreprises	-0,049 ***	0,004	-0,016 **	0,006
Services publics	-0,047 ***	0,004	-0,022 ***	0,006
Taille de l'entreprise				
20 à 100 employés	-0,011 ***	0,002	-0,004	0,003
100 à 500 employés	-0,016 ***	0,003	-0,001	0,003
500 employés ou plus	-0,026 ***	0,002	-0,006 **	0,003
Ordonnée à l'origine	-1,440 ***	0,037	-1,895 ***	0,041

	Hommes	Femmes
Statistiques diagnostiques		
Nombre d'observations	235 923	230 891
R au carré ajusté	0,034	0,034

*p<0,1
**p<0,05
***p<0,01

Notes : Estimations de l'équation (4) au moyen de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Les effets fixes particuliers aux régions métropolitaines de recensement (RMR) sont également pris en compte dans les modèles.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les données du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO).

Bibliographie

Baldwin, J., J. Dupuy et W. Penner. 1992. « Development of longitudinal panel data from business registers: Canadian experience ». *The Statistical Journal of the UN Economic Commission for Europe*. Vol. 9. N° 4. p. 298 à 303.

Chapman, B., T. Crossley et T. Kim. 2003. *Credit Constraints and Training After Job Loss*. Canberra. Centre for Economic Policy Research (CEPR), Research School of Economics, Australian National University. CEPR Discussion Papers. N° 466.

Dar, A., et I.S. Gill. 1998. « Evaluating retraining programs in OECD countries: Lessons learned ». *World Bank Research Observer*. Vol. 13. N° 1. p. 79 à 101.

de Raaf, S., M. Dowie et C. Vincent. 2009. *Improving career decision making of young workers: Design of a randomized experiment*. Vancouver. Social Research and Demonstration Corporation.

Decker, P., et W. Corson. 1995. « International trade and worker displacement: Evaluation of the trade adjustment assistance program ». *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 48. N° 4. p. 758 à 774.

Eliason, M., et D. Storrie. 2006. « Lasting or latent scars? Swedish evidence on the long-term effects of job displacement ». *Journal of Labor Economics*. Vol. 24. N° 4. p. 831 à 856.

Heckman, J.J., R.J. LaLonde et J.A. Smith. 1999. « The economics and econometrics of active labor market programs ». *Handbook of Labor Economics*. O. Ashenfelter and D.E. Card (eds.). Amsterdam. North-Holland. Vol. 3. Chap. 31. p. 1865 à 2097.

Heinrich, C.J., P.R. Mueser et K.R. Troske. 2008. *Workforce Investment Act Non-experimental Net Impact Evaluation: Final Report*. Columbia (Md.). IMPAQ International.

Hijzen, A., R. Upward et P.W. Wright. 2010. « The income losses of displaced workers ». *Journal of Human Resources*. Vol. 45. N° 1. p. 243 à 269.

Huttunen, K., J. Moen et K.G. Salvanes. 2006. *How Destructive Is Creative Destruction? The Costs of Worker Displacement*. Bonn. Institute for the Study of Labor (IZA). IZA Discussion Paper. N° 2316.

Ichino, A., G. Schwerdt, R. Winter-Ebmer et J. Zweimüller. 2007. *Too Old to Work, Too Young to Retire?* Bonn. Institute for the Study of Labor (IZA). IZA Discussion Paper. N° 3110.

Jacobson, L.S., R.J. LaLonde et D.G. Sullivan. 1993. « Earnings losses of displaced workers ». *American Economic Review*. Vol. 83. N° 4. p. 685 à 709.

Jacobson, L., R.J. LaLonde et D.G. Sullivan. 2005*a*. « Estimating the returns to community college schooling for displaced workers ». *Journal of Econometrics*. Vol.125. N° 1 et 2. p. 271 à 304.

Jacobson, L., R.J. LaLonde et D. Sullivan. 2005*b*. « The impact of community college retraining on older displaced workers: Should we teach old dogs new tricks?" *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 58. N° 3. p. 398 à 415.

Leigh, D.E. 1994. *Retraining displaced workers: The US experience*. Geneva. Training Policies and Programme Development Branch. International Labor Office. Training Policy Study No. 1.

Moore, C.S., et R.E. Mueller. 2002. « The transition from paid to self-employment in Canada: The importance of push factors ». *Applied Economics.* Vol. 34. N° 6. p. 791 à 801.

Morissette, R., et Y. Otrovsky. 2008. *Comment les familles et les personnes seules réagissent-elles aux licenciements? Un éclairage canadien.* Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 304.

Morissette, R., X. Zhang et M. Frenette. 2007. *Les pertes de gains des travailleurs déplacés : données canadiennes extraites d'une importante base de données sur les fermetures d'entreprises et les licenciements collectifs.* Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 291.

Schirle, T. 2009. *Earnings Losses of Displaced Older Workers: Accounting for the Retirement Option.* Vancouver. Canadian Labour and Skills Researcher Network. Working Paper No. 10.

Zhang, X., et B. Palameta. 2006. *La poursuite des études à l'âge adulte et ses répercussions sur les gains au Canada.* Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 276.